

# 中国子女教育对老年父母健康的 异质性影响研究<sup>\*</sup>

吕光明 刘文慧

**【摘要】**文章依据拓展的 Grossman 模型和社会网络理论,结合中国家庭的代际联系特点,构建以子女收入、面对面和面对面联系为中介的分析框架,使用中国健康与养老追踪调查数据实证检验中国子女教育影响父母健康的异质性特征。结果发现:(1)子女教育对老年父母综合健康有显著的正向影响,以子女收入衡量的预算约束机制与以面对面和面对面联系衡量的非经济联系机制分别能够解释其中的 34.3%和 11.3%。(2)分城乡看,子女教育对城镇父母健康的正向影响较大,且完全通过子女收入间接产生;子女教育对农村父母健康的正向影响较小,有 37.4%的影响通过 3 种中介变量间接产生。(3)分健康维度看,子女教育对城乡父母身体健康和社会适应的影响主要通过预算约束机制发挥作用,对城镇父母心理健康的影响完全通过子女收入发挥中介作用,对农村父母心理健康的间接影响则相对较小。鉴于以上结论,文章建议塑造父母重视子女教育的良好氛围,出台弱势家庭的子女教育倾斜政策,强化对农村老龄健康事业的扶持力度。

**【关键词】**子女教育 老年父母健康 中介效应

**【作者】**吕光明 北京师范大学统计学院,教授;刘文慧 北京师范大学统计学院,博士研究生。

## 一、引言

21 世纪以来,随着人口老龄化进程的加快,中国老年人口的健康状况逐渐成为社会关注的焦点。截至 2019 年年底,60 岁及以上老年人口已达 2.54 亿,占总人口的比重由 2000 年的 10.33%上升到 18.1%。由于生理衰老等原因,老年人口整体健康水平下降,各种健康问题时有发生(王洪亮、朱星姝,2018)。在影响老年人口健康的诸多因素

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金重大项目“贫困退出考核评估的统计测度研究”(编号:17ZDA095)的阶段性成果。

中,教育是重要的考量因素之一。

作为个体健康的引致因素,教育对老年健康的影响问题一直备受关注。一方面,老年个体的教育获得对其健康状况有重要影响(Smith 等,2010;叶晓梅、梁文艳,2017;李翔、赵昕东,2020)。另一方面,随着各国教育事业的快速发展,子女受教育水平明显高于父母,一些研究发现子女教育对父母健康状况有溢出影响。围绕死亡风险指标,子女受教育水平的提高对降低父母死亡风险有显著作用(Zimmer 等,2007)。例如,子女通过改善家庭成员健康行为降低父母慢性病、呼吸系统疾病和肺癌所导致的死亡风险(Friedman 等,2014),且影响程度因国家、人群与致病因素而异(De Neve 等,2017;Lundborg 等,2018)。围绕具体健康指标,接受过高等教育的子女,其父母健康恶化速度相对较慢,身体功能受限的可能性更低(Yahirun 等,2016);子女受教育水平的提高还能延缓父母认知功能和短期记忆的下降,维持父母良好的精神状态与感知社会地位(Lee Y.,2018;Ma,2019)。杨克文等(2019)研究发现,子女教育通过子女收入和饮酒、体检两种健康行为作用于父母健康;Lee C.(2018)则认为,子女教育影响父母健康的渠道可能是经济支持与心理福利;Ma(2019)研究发现,子女教育通过对父母的经济支持、日常照料和提高父母对健康资源的可及性和心理福利影响父母健康。

通过文献梳理可以发现,已有研究主要探讨子女教育与父母健康的因果联系,相关渠道和作用机理还没有形成统一的框架,在具体健康维度和群体类型的异质性影响剖析上还有较大的拓展空间。探究子女教育对父母健康的异质性影响,不仅有助于深化理解老年健康状况差异的原因,也是解决老年健康差异问题的一把“新钥匙”,对于社会养老体系尚不健全、家庭代际联系较为普遍的国家尤为重要。根据 Barro-Lee 数据库<sup>①</sup>计算的分年龄段人口的教育年限曲线(见图 1)可知,中国 60 岁以下人口的受教育程度提升很快,1980 和 2010 年不同年龄段曲线的斜率明显高于世界 146 个经济体,子女的教育水平高于父母的程度比其他国家更为明显。同时,在以儒家传统文化为主导的中国,尽管由于计划生育政策的实施和人口流动规模的

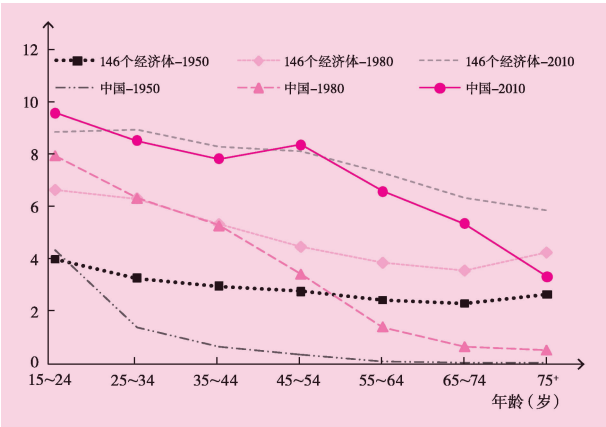


图 1 中国与世界 146 个经济体分年龄段人口的平均受教育年限

① Barro-Lee 数据库(<http://barrolee.com/>)提供了世界 146 个经济体 1950~2010 年 5 年间距的分年龄组教育分布数据,并进行不定期的修正和更新,包括 2016 年 2 月对中国数据的修正。

加大,家庭规模呈缩小的趋势,但在社会养老体系尚不发达的背景下,老年健康与养老依然由家庭承担。鉴于此,本文利用中国健康与养老追踪调查数据,提出包含两种机制、三种中介渠道的分析框架,试图揭示中国子女教育影响老年父母健康的异质性特征。

## 二、理论机制与分析框架

与父母教育对自身健康的影响机制不同(叶晓梅、梁文艳,2017),子女教育对父母健康的溢出影响是在前者的基础上叠加产生的,其作用机理可能更加复杂。Jacobson(2000)将家庭成员作为个体健康的生产者拓展了 Grossman 模型;Berkman 等(2000)构筑了健康影响的社会网络理论,剖析子代教育如何通过家庭代际联系影响父母健康。本文基于拓展的 Grossman 模型和健康影响的社会网络理论,并结合已有研究成果和中国家庭的代际联系特点,将中国子女教育影响父母健康的主要作用机制归纳如下。

### (一) 预算约束机制

在家庭层面,按照 Jacobson(2000)拓展的 Grossman 模型,每个家庭成员不仅是自己健康的生产者,也是家庭其他成员健康的生产者,其收入和财富能够用于自身和其他家庭成员的健康生产。子女受教育水平的提升能够改善子女的经济状况,通过减轻父母经济负担或提高对父母经济支持的方式放松家庭预算约束,提高父母对健康资源的可获得性,从而对父母健康产生正向影响;相反,如果教育不足,子女通常会减少对父母经济支持,甚至反向“啃老”,这会导致家庭预算约束的收紧,进而对父母健康产生不利影响。

预算约束机制主要通过劳动力市场的收入变量来发挥作用,更容易发生在家庭经济联系较频繁的国家,如中国、韩国等儒家文化圈国家(Ma,2019;杨克文等,2019;Lee Y.,2018)。

### (二) 非经济联系机制

子女教育还可以通过与父母的非经济联系影响父母健康,这种联系通常既包括面对面联系,也包括非面对面联系。在中国,子女与父母的非经济联系是子女尽孝和家庭和睦的重要体现,也是在当前社会养老体系不完善的背景下影响父母幸福和健康的重要因素(Grujters,2017)。

按照 Berkman 等(2000)的社会网络理论,紧密联系的个体会通过行为互动影响健康。因此,在家庭内部,个体间关于喝酒、吸烟、医疗保健服务、饮食习惯等达成的共同看法是行为影响发挥作用的重要前提,包括子女在内的某个家庭成员改善其对健康行为的态度时,整个家庭也会从中受益。一般认为,接受过良好教育的子女通常能养成更良好的健康行为和爱好,进而可能影响父母的行为习惯(Song 等,2009;Torssander,2013)。同时,个体还可以通过提供各种信息支持来影响家庭成员的健康。受教育水平较高的子

女凭借其知识信息优势能够为父母健康提供有益的建议(Song 等;Friedman 等,2014)。

为了区分预算约束机制和非经济联系机制的间接影响,本文以子女收入、代际面对面和非面对面联系作为中介变量,进行中介效应检验,并把剩余的影响归结为直接影响<sup>①</sup>。考虑到父母健康的多维特点,借鉴 WHO 对健康的定义<sup>②</sup>及曾毅(2011)的解读,本文将老年健康分为躯体健康、心理健康和社会适应 3 个维度,分别检验子女教育对父母健康的影响(见图 2)。

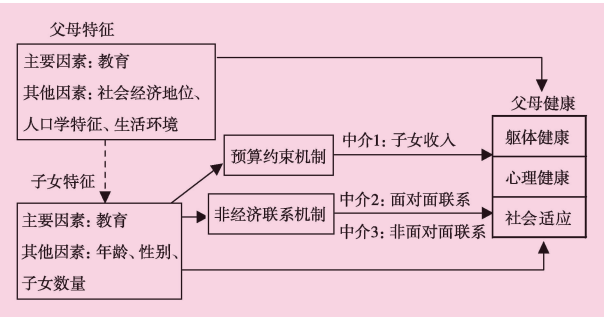


图 2 子女教育影响父母健康的理论机制和分析框架

### 三、模型、变量及数据说明

#### （一）模型设定

##### 1. 基准回归模型

为检验子女教育对老年父母健康的影响,本文构建以下基准回归模型:

$$health_i = a_0 + a_1 childed_u_i + a_2 X_i + a_3 \mu_k + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,  $health_i$  表示老年父母综合或分维度健康,  $childed_u_i$  表示子女受教育年限,其系数衡量的是子女教育对父母健康的总影响,  $X_i$  表示控制变量,  $\mu_k$  表示地区固定效应。

##### 2. 中介变量的传导机制

为检验式(1)中可能的中介效应,分别建立以下检验模型:

$$C_i = \beta_0 + \beta_1 childed_u_i + \theta_i + \omega_i \quad (2)$$

$$health_i = \gamma_0 + \gamma_1 childed_u_i + \gamma_2 C_i + \gamma_3 X_i + \gamma_4 \mu_k + \delta_i \quad (3)$$

其中,  $C_i$  表示中介变量,  $\beta_1$  表示子女教育对中介变量的影响,  $\theta_i$  表示控制变量, 系数  $\gamma_1$  表示加入中介变量后子女教育对父母健康的影响。

式(2)和式(3)可以借助于 OLS 估计, 检验统计量使用  $Z_{sobel} = \hat{\beta} \hat{\gamma} / \sqrt{\hat{\beta}^2 s_{\gamma}^2 + \hat{\gamma}^2 s_{\beta}^2}$ ,  $s_{\beta}$  和  $s_{\gamma}$  分别是系数  $\hat{\beta}$  和  $\hat{\gamma}$  的标准误, 如果  $|Z_{sobel}| > Z_{\alpha/2}^{临界}$ , 则中介效应成立。需要注意的是, 当被解释变量的数据类型为分类或定序时, 传统的 sobel 统计量不再适用。这时, 应使用 Iacobucci (2012) 提出的  $Z_{mediation}$  统计量, 计算公式为:  $Z_{mediation} = Z_{\beta} Z_{\gamma} / \sqrt{Z_{\beta}^2 + Z_{\gamma}^2 + 1}$ , 其中,  $Z_{\beta}$ 、 $Z_{\gamma}$  分别为

① 由于难以通过具体的传导机制体现出来, 这里统一称为直接影响, 典型表现为子代教育提升对父母主观福利的影响。子女的教育成就可以提高父母感知社会地位与主观社会福利, 若子女教育不足, 其父母容易表现出诸如焦虑等心理压力(Lee C., 2018)。

② 参见世界卫生组织网站(<https://www.who.int/zh/about/who-we-are/frequently-asked-questions>)。

系数 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\gamma}$ 对应的t值。

### 3. 渠道分解

将式(2)带入式(3),可得:

$$health_i = \gamma_0 + \gamma_2 \beta_0 + (\gamma_1 + \gamma_2 \beta_1) childedu_i + \gamma_2 \theta_i + \gamma_3 X_i + \gamma_4 \mu_k + \delta'_i \quad (4)$$

其中, $\gamma_1$ 为子女教育对父母健康的直接影响, $\gamma_2 \beta_1$ 为子女教育通过中介变量对父母健康的间接影响。

## (二) 变量及数据说明

本文采用2015年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,该调查样本涵盖全国28个省份,包含丰富的个人健康和家庭信息。本文结合该问卷设计设置以下变量。

### 1. 父母健康变量( $health_i$ )

父母躯体健康、心理健康和社会适应3个指标的选择是:(1)躯体健康用14项慢性病与12项工具性日常生活活动能力(IADL)来代理。(2)借鉴Lei等(2014)、Ma(2019)的做法,心理健康选取各自包含10个问题的认知状况与CES-D抑郁情况作为代理变量。(3)老年群体社会适应的核心在于个体与所在的社会环境相互作用并达成协调的关系(陈勃,2008),是个体与所处社会环境相互影响的动态过程,其社会适应行为具体体现在自我满足和社会责任两方面(杨彦平、金瑜,2006)。在中国健康与养老追踪调查数据中,社会参与能体现个体参与社会活动的情况,生活满意度则能体现个体与社会环境相互作用的结果。本文采用社会参与和生活满意度作为社会适应维度的代理变量。为了合成3个健康维度和综合健康变量,本文参考Lei等(2014)的做法,首先对选项为0和1的问题答案进行求和;然后对变量进行离差标准化处理<sup>①</sup>并放大100倍;最后采用等权重的办法加权得到3个健康维度和综合健康变量。

### 2. 核心解释变量( $childedu_i$ )

子女教育用子女的受教育年限表示,按照研究的常规做法,对中国健康与养老追踪调查数据中对应的个人最高学历进行赋值处理:文盲=0,小学=6,初中=9,高中=12,大专=15,大学本科=16,硕士=19,博士=22<sup>②</sup>。

### 3. 中介变量( $C_i$ )

面对面联系用中国健康与养老追踪调查问卷中“多长时间见到孩子”来代理,非面对面联系用“多长时间跟孩子通过电话、短信、信件或者电子邮件联系”来代理。子女收入用“子女及配偶去年的总收入”来代理。

① 离差标准化处理:  $(x_{\max} - x_i) / (x_{\max} - x_{\min})$ 。

② 受教育年限还采用有序变量或分类变量形式。为了尽可能充分利用核心解释变量的信息,这里采用上述处理形式。



4. 控制变量( $X_i$ )

借鉴王洪亮、朱星姝(2018)的做法,本文对老年健康的三类控制变量选择为:(1)社会经济地位变量包括受教育年限、个人及配偶净流动资产<sup>①</sup>,受教育年限的赋值方法与子女相同。(2)人口学特征变量包括性别、年龄、是否在婚、是否独自居住和遗传因素。其中,男性赋值为1,女性赋值为0;在婚赋值为1,否则赋值为0;独自居住赋值为1,与伴侣、子女等共同居住赋值为0;遗传因素用“15岁时的身体健康状况”代理,主要用于控制遗传因素对父母健康的影响(曾毅,2011)。(3)生活环境变量包括是否居住在农村、地区收入和有无医疗保险。其中,居住在农村赋值为1,否则赋值为0;地区收入用所在地级市农村或城镇2015年人均可支配收入的对数衡量;有医疗保险赋值为1,否则赋值为0。此外,本文借鉴Ma(2019)和杨克文等(2019)的做法,选取子女年龄、性别和数量等特征变量作为子女特征控制变量。

基于研究需要,本文将父母和子女样本进行以下匹配:(1)由于有些家庭中子女不止一个,选取受教育程度高且年龄大的子女样本,将子女年龄控制在18~60岁,父母年龄控制在60岁以上;(2)将父母与子女年龄相差14岁以下和子女仍在学的样本删除,最终匹配得到的样本为6 017个。主要变量的描述性统计如表1所示。

表 1 描述性统计

| 变 量      | 样本量  | 均值     | 标准差     | 最小值    | 最大值    |
|----------|------|--------|---------|--------|--------|
| 父母健康     |      |        |         |        |        |
| 综合健康     | 5636 | 59.176 | 9.220   | 18.413 | 86.628 |
| 躯体健康     | 5986 | 87.566 | 12.885  | 3.571  | 100    |
| 心理健康     | 5986 | 54.571 | 14.906  | 4.298  | 94.737 |
| 社会适应     | 5636 | 34.462 | 11.633  | 0      | 83.333 |
| 父母特征     |      |        |         |        |        |
| 受教育年限    | 5044 | 5.075  | 3.948   | 0      | 19     |
| 父母净流动资产  | 5962 | 15.331 | 146.424 | -1600  | 8001   |
| 性别       | 6013 | 0.535  | 0.499   | 0      | 1      |
| 年龄       | 5734 | 68.918 | 6.974   | 60     | 105    |
| 已婚       | 5992 | 0.650  | 0.477   | 0      | 1      |
| 独自居住     | 6017 | 0.204  | 0.403   | 0      | 1      |
| 15岁时健康状况 | 5607 | 2.781  | 1.167   | 1      | 5      |
| 是否居住在农村  | 5987 | 0.720  | 0.449   | 0      | 1      |
| 地区收入的对数  | 6017 | 9.682  | 0.540   | 8.67   | 10.877 |
| 有医保      | 5973 | 0.909  | 0.287   | 0      | 1      |
| 中介变量     |      |        |         |        |        |
| 子女收入     | 4392 | 6.144  | 2.122   | 1      | 12     |
| 面对面联系    | 5107 | 4.949  | 2.771   | 0      | 9      |
| 非面对面联系   | 3381 | 5.256  | 2.562   | 0      | 9      |
| 子女特征     |      |        |         |        |        |
| 子女受教育年限  | 5989 | 10.442 | 3.595   | 0      | 19     |
| 子女年龄     | 6017 | 41.407 | 7.966   | 18     | 60     |
| 子女性别     | 5983 | 0.616  | 0.486   | 0      | 1      |
| 子女数量     | 6017 | 3.160  | 1.608   | 0      | 15     |

① 在中国健康与养老追踪调查数据中,父母收入指标涵盖问题较多,部分问题数据缺失较严重;相对“父母收入”这一指标,净流动资产更能体现父母经济地位及流动性。这里的流动资产包括现金、金融机构存款、政府债券(如国库券)、股票、基金等。对该指标进行除以1 000处理。

## 四、基准回归结果与作用机理分析

### (一) 基准回归结果及分析

表2中模型1显示,子女教育对父母综合健康存在显著正向影响。加入中介变量得到模型2后,该正向影响由0.303降至0.161,且在5%的水平上显著,初步判断通过子女收入、面对面和非面对面联系的间接渠道在较大程度上解释了子女教育对父母综合健康的影响。

子女教育对父母综合健康的影响存在城乡差异。对比模型5至模型8可以看出,子女教育对城镇父母综合健康的影响系数(0.347)更大,且完全通过子女收入发挥作用,这在一定程度上能说明城镇丰富的健康与医疗资源为子女教育影响父母综合健康创造了有利条件。子女教育对农村父母综合健康的影响系数(0.278)相对较小,作用渠道较多。控制变量中,父母教育的系数均显著高于子女教育的系数,其他变量的结果符合理论预期。

为了解决遗漏变量导致的内生性问题,考虑到教育过程中往往存在“社区效应”,即个体所在环境的群体成员会影响个体教育获得(郑磊,2015),本文选取同一社区其他家庭子女的平均受教育程度作为工具变量。首先进行弱工具变量检验,工具变量对核心解释变量的回归系数为0.538,F统计量为147.69(加入中介变量后分别为0.442和56.43),表明不存在弱工具变量问题,同一社区子女的受教育程度具有较强的同质性。表2中模型3和模型4的IV估计结果分别与模型1和模型2基本一致,说明内生性的影响较弱,因此,后面沿用模型2的结果展开讨论。

### (二) 子女教育对中介变量的回归估计

表3结果显示,在全样本中,子女受教育水平的提高能够显著提升子女收入,子女教育对与父母的面对面联系有显著负向影响,对非面对面联系有显著正向影响,可能的解释有二:一是对面对面联系减少的替代作用,尤其是在农村;二是受教育水平高的子女由于拥有更丰富的健康知识更强的孝敬父母意识,进而倾向于与父母进行更多的非面对面联系。

在城乡分样本中,子女教育对中介变量回归系数的符号与显著性变化不大,仅城镇样本中子女教育对面对面联系的影响不再显著。结合中国国情,劳动力市场的城乡分割导致工资回报和就业机会呈现巨大的城乡差异(张昭时、钱雪亚,2011),由此产生了大量子女在城镇就业而父母“留守”农村的现象。相对于农村父母与子女之间面对面联系较大的机会成本与交通成本,城镇父母与子女的面对面联系较为便捷,对联系成本的承受能力较强,因而城镇子女教育对面对面联系没有显著影响。

### (三) 中介效应检验及渠道分解

根据式(2)至式(4)的估计结果可以计算  $Z_{sobel}$  统计量,从而判断中介变量的传导力

表 2 子女教育对父母健康影响的估计

| 变 量              | 全样本                  |                      |                      |                      | 城镇分样本                |                       | 农村分样本                |                      |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                  | 模型 1                 | 模型 2                 | 模型 3                 | 模型 4                 | 模型 5                 | 模型 6                  | 模型 7                 | 模型 8                 |
| 子女受教育年限          | 0.303***<br>(0.040)  | 0.161**<br>(0.063)   | 0.477***<br>(0.149)  | 0.234<br>(0.304)     | 0.374***<br>(0.084)  | 0.089<br>(0.148)      | 0.278***<br>(0.047)  | 0.186***<br>(0.071)  |
| 中介变量             |                      |                      |                      |                      |                      |                       |                      |                      |
| 子女收入             |                      | 0.568***<br>(0.101)  |                      | 0.536***<br>(0.166)  |                      | 0.799***<br>(0.207)   |                      | 0.484***<br>(0.118)  |
| 面对面联系            |                      | 0.260**<br>(0.125)   |                      | 0.256**<br>(0.126)   |                      | 0.298<br>(0.287)      |                      | 0.256*<br>(0.139)    |
| 非面对面联系           |                      | 0.415***<br>(0.090)  |                      | 0.408***<br>(0.094)  |                      | 0.299<br>(0.220)      |                      | 0.439***<br>(0.099)  |
| 控制变量             |                      |                      |                      |                      |                      |                       |                      |                      |
| 性别               | 2.890***<br>(0.281)  | 3.057***<br>(0.455)  | 3.067***<br>(0.322)  | 3.131***<br>(0.563)  | 1.765***<br>(0.552)  | 1.405<br>(1.107)      | 3.247***<br>(0.333)  | 3.544***<br>(0.510)  |
| 年龄               | -0.229***<br>(0.031) | -0.203***<br>(0.053) | -0.243***<br>(0.033) | -0.209***<br>(0.059) | -0.328***<br>(0.067) | -0.265*<br>(0.136)    | -0.202***<br>(0.035) | -0.185***<br>(0.057) |
| 在婚               | 0.630*<br>(0.353)    | 0.170<br>(0.613)     | 0.562<br>(0.358)     | 0.156<br>(0.617)     | 0.962<br>(0.686)     | 1.142<br>(1.473)      | 0.543<br>(0.410)     | -0.066<br>(0.659)    |
| 受教育年限            | 0.515***<br>(0.037)  | 0.514***<br>(0.058)  | 0.466***<br>(0.055)  | 0.496***<br>(0.094)  | 0.520***<br>(0.064)  | 0.599***<br>(0.125)   | 0.515***<br>(0.046)  | 0.476***<br>(0.067)  |
| 有医疗保险            | 1.487***<br>(0.466)  | 2.129**<br>(0.818)   | 1.397***<br>(0.474)  | 2.079**<br>(0.841)   | 2.017**<br>(0.906)   | 2.724<br>(2.040)      | 1.383**<br>(0.545)   | 2.067**<br>(0.903)   |
| 15 岁时健康状况        | -0.329***<br>(0.108) | -0.423**<br>(0.173)  | -0.320***<br>(0.109) | -0.421**<br>(0.174)  | -0.327<br>(0.213)    | -0.281<br>(0.384)     | -0.331***<br>(0.127) | -0.486**<br>(0.195)  |
| 独自居住             | -0.391<br>(0.405)    | -1.071<br>(0.679)    | -0.412<br>(0.407)    | -1.067<br>(0.676)    | -0.013<br>(0.843)    | -0.991<br>(1.662)     | -0.439<br>(0.462)    | -1.126<br>(0.736)    |
| 父母净流动资产          | 0.002**<br>(0.001)   | 0.001***<br>(0.000)  | 0.002**<br>(0.001)   | 0.001***<br>(0.000)  | 0.001**<br>(0.000)   | 0.001**<br>(0.000)    | 0.007***<br>(0.002)  | 0.006**<br>(0.002)   |
| 子女数量             | 0.106<br>(0.103)     | 0.573***<br>(0.161)  | 0.075<br>(0.105)     | 0.557***<br>(0.171)  | 0.318<br>(0.213)     | 1.157***<br>(0.349)   | 0.007<br>(0.119)     | 0.412**<br>(0.181)   |
| 子女年龄             | 0.065***<br>(0.024)  | 0.042<br>(0.039)     | 0.090***<br>(0.031)  | 0.053<br>(0.060)     | 0.192***<br>(0.056)  | 0.079<br>(0.097)      | 0.026<br>(0.027)     | 0.034<br>(0.043)     |
| 子女性别             | -0.059<br>(0.252)    | 0.469<br>(0.403)     | -0.105<br>(0.253)    | 0.422<br>(0.440)     | -0.405<br>(0.477)    | 0.609<br>(0.925)      | 0.158<br>(0.297)     | 0.483<br>(0.457)     |
| 地区收入的对数          | 1.936***<br>(0.254)  | 1.647***<br>(0.417)  | 1.672***<br>(0.335)  | 1.559***<br>(0.541)  | 0.694<br>(0.679)     | 1.692<br>(1.401)      | 2.129***<br>(0.302)  | 1.504***<br>(0.486)  |
| 常数项              | 44.728***<br>(2.786) | 39.359***<br>(4.448) | 45.825***<br>(2.939) | 39.797***<br>(4.821) | 57.531***<br>(6.813) | 38.780***<br>(13.477) | 42.995***<br>(3.451) | 40.687***<br>(5.508) |
| 样本量              | 4496                 | 1837                 | 4496                 | 1837                 | 1146                 | 348                   | 3336                 | 1483                 |
| 准 R <sup>2</sup> | 0.208                | 0.231                | 0.204                | 0.231                | 0.169                | 0.216                 | 0.198                | 0.222                |

注：括号内数据为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。





表3 子女教育对中介变量的回归估计

| 变 量     | 全样本                 |                      |                     | 城镇分样本               |                   |                     | 农村分样本               |                      |                     |
|---------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|         | 子女收入                | 面对面联系                | 非面对面联系              | 子女收入                | 面对面联系             | 非面对面联系              | 子女收入                | 面对面联系                | 非面对面联系              |
| 子女受教育年限 | 0.179***<br>(0.009) | -0.034***<br>(0.011) | 0.102***<br>(0.012) | 0.202***<br>(0.018) | -0.012<br>(0.024) | 0.113***<br>(0.027) | 0.179***<br>(0.011) | -0.056***<br>(0.013) | 0.089***<br>(0.014) |
| 样本量     | 4370                | 5073                 | 3357                | 1283                | 1325              | 699                 | 3071                | 3721                 | 2639                |

注:括号内数据为稳健标准误;控制了控制变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

度与效应方向。表4中全样本结果显示,子女收入、面对面与非面对面联系的 $|Z_{sobel}|$ 均大于1.65,说明子女教育通过中介变量对父母综合健康的影响显著。在子女教育对父母综合健康的总影响中,45.6%通过中介变量的间接渠道产生,其余的54.4%为直接影响。其中,子女收入与非面对面联系的间接影响为正,相对贡献分别为34.3%和14.3%,面对面联系的间接影响为负,相对贡献为-3.0%。

分城乡看,子女教育对城镇父母综合健康的影响完全通过子女收入发挥作用,即放松了家庭预算约束;子女教育对农村父母正向影响中的37.4%通过中介变量间接产生,其中,以子女收入为中介衡量的预算约束机制约能解释29.1%的正向影响,以面对面和非面对面联系衡量的非经济联系机制约能解释8.3%的影响。在城乡二元体制下,社会经济发展水平、健康基础设施、医疗资源配置及医疗保障力度存在较大的城乡差异(李建新、夏翠翠,2014),这导致城乡子女教育对父母综合健康的作用渠道呈现出明显的差异。

表4 中介效应及渠道分解

|                        | 全样本             | 相对贡献 /% | 城镇              | 相对贡献 /% | 农村               | 相对贡献 /% |
|------------------------|-----------------|---------|-----------------|---------|------------------|---------|
| 直接影响 $\gamma_1$        | 0.161** (0.063) | 54.4    | 0.089 (0.148)   | —       | 0.186*** (0.071) | 62.5    |
| 间接影响 $\gamma_2\beta_1$ |                 |         |                 |         |                  |         |
| 子女收入                   | 0.102*** (5.41) | 34.3    | 0.161*** (3.65) | 100     | 0.087*** (3.98)  | 29.1    |
| 面对面联系                  | -0.009* (-1.73) | -3.0    | -0.004 (-0.45)  | —       | -0.014* (-1.69)  | -4.8    |
| 非面对面联系                 | 0.042*** (4.05) | 14.3    | 0.034 (1.29)    | —       | 0.039*** (3.64)  | 13.1    |

注:括号内数据为 $Z_{sobel}$ 统计量;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

五、城乡分健康维度的异质性分析

考虑到健康的多维特点,子女教育对城乡父母健康影响的异质性有必要在各健康维度展开分析。本文按照式(1)至式(4)将子女教育对父母躯体健康、心理健康和社会适应的作用渠道依次进行异质性检验(见表5)。

在躯体健康维度,子女教育对城镇父母健康的影响完全通过子女收入提高,从而放松家庭预算约束来实现;农村子女教育对父母健康的影响有86.5%通过子女收入的间

表 5 城乡分健康维度检验

| 变 量                    | 躯体健康            | 相对贡献 /% | 心理健康             | 相对贡献 /% | 社会适应           | 相对贡献 /% |
|------------------------|-----------------|---------|------------------|---------|----------------|---------|
| 城镇分样本                  |                 |         |                  |         |                |         |
| 直接影响 $\gamma_1$        | 0.180(0.228)    | —       | 0.014(0.207)     | —       | 0.074(0.226)   | —       |
| 间接影响 $\gamma_2\beta_1$ |                 |         |                  |         |                |         |
| 子女收入                   | 0.073*(1.71)    | 100     | 0.254*** (3.82)  | 100     | 0.149** (2.41) | 59.8    |
| 面对面联系                  | -0.007(-2.06)   | —       | -0.006(-0.46)    | —       | 0.003(0.38)    | —       |
| 非面对面联系                 | -0.033(0.93)    | —       | 0.037(0.93)      | —       | 0.100** (2.18) | 40.2    |
| 农村分样本                  |                 |         |                  |         |                |         |
| 直接影响 $\gamma_1$        | -0.024(0.093)   | —       | 0.492*** (0.111) | 79.8    | 0.082(0.096)   | —       |
| 间接影响 $\gamma_2\beta_1$ |                 |         |                  |         |                |         |
| 子女收入                   | 0.090*** (2.95) | 86.5    | 0.101*** (3.02)  | 16.3    | 0.073** (2.53) | 70.2    |
| 面对面联系                  | -0.006(-0.53)   | —       | -0.028** (-2.02) | -4.5    | -0.005(-0.50)  | —       |
| 非面对面联系                 | 0.014*** (2.62) | 13.5    | 0.052*** (3.22)  | 8.4     | 0.031** (2.36) | 29.8    |

注：括号内数据为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

接渠道实现,还有 13.5%通过非面对面联系的间接渠道来实现。城乡二元差异导致农村老年父母在社会经济地位、居住环境及健康资源和医疗服务的可及性方面均比城镇父母差,因此,农村父母能否及时获取健康信息和资源、能否及时就医不仅取决于子女收入水平,在一定程度上也依赖子女的信息支持。

在心理健康维度,子女教育对父母健康的影响呈现明显的城乡差异。在城镇,子女收入发挥了完全中介作用;在农村,子女教育对父母心理健康的直接影响占 79.8%,其余 20.2%的影响由子女收入、面对面和非面对面联系产生。结合中国的社会特点,以“亲缘”和“地缘”为主的人际交往是维系农村社会秩序的重要纽带,也是农村居民日常生活中最直接的沟通方式(金恒江等,2020),浓厚的乡土特点使农村地区的社会联系与社会影响均强于城镇。因此,子女教育成就往往能够提高农村父母的社会经济地位,进而对心理健康产生直接促进作用。此外,因经济、地理与社会风气等因素的限制,农村父母的社会网络往往较小,而社区基础设施及心理关怀等健康服务的缺失进一步凸显了农村父母与子女非经济联系的重要性。

在社会适应维度,子女教育对父母健康的影响主要通过放松预算约束发挥作用,对城镇父母和农村父母的影响程度分别为 59.8%和 70.2%,其余为由非面对面联系体现的信息支持产生影响。紧密的代际联系是中国社会的普遍特点,子女嫁娶、购房、抚养下一代等大多离不开父母的支持。随着子女受教育水平的提升,一方面收入提高能够缓解家庭经济压力,另一方面能够与父母进行更高质量的信息与情感交流,进而有利于父母更积极地参与社会活动,提高生活满意度。

## 六、结论与启示

本研究发现:(1)子女教育对父母健康存在显著的正向影响,约有45.6%的影响通过中介渠道间接产生。其中,以子女收入为代理变量的预算约束机制大约能够解释34.3%的正向影响,以面对面和非面对面联系为代理变量的非经济联系机制能解释约11.3%的影响。(2)分城乡看,子女教育对城镇父母的正向影响程度较大,且完全通过预算约束机制间接产生;子女教育对农村父母的正向影响程度较小,有37.4%的影响通过中介渠道间接产生,其中,预算约束机制约能解释29.1%的正向影响,非经济联系机制约能解释8.3%的影响。(3)分健康维度看,子女教育对城乡父母躯体健康和社会适应的影响主要通过放松家庭预算约束实现,子女受教育水平的提升对父母社会适应具有双重促进作用;对城镇父母心理健康维度的影响完全通过子女收入发挥中介作用,对农村父母心理健康的直接影响占79.8%,其余20.2%由子女收入、面对面和非面对面联系的间接影响产生。

上述结论对“健康中国”行动和促进老年健康有以下启示:(1)鉴于子女教育对父母健康的正向影响,一方面,要大力弘扬父母重视子女教育的优良传统,塑造全力支持教育的浓厚氛围;另一方面,从投入和资源配置入手,出台针对父母健康弱势家庭的子女教育倾斜政策。(2)鉴于代际联系在改善老年父母健康上的作用,有必要加强全民“孝道”传统文化教育,营造“常回家看看”的社会氛围,进一步拓宽员工照护老年人带薪休假制度范围。(3)立足城乡现有的异质性特点,政府应加大对农村老龄健康事业的扶持力度,在提高社会整体健康资源和医疗保障水平的同时,加强农村医疗保障制度建设,缩小健康资源配置和医疗服务可及性的城乡差异,促进社会协调发展。

### 参考文献:

1. 陈勃(2008):《人口老龄化背景下城市老年人的社会适应问题研究》,《社会科学》,第6期。
2. 金恒江等(2020):《乡村居民社交网络使用与人际交往——基于中国35个乡镇的实证研究》,《新闻与传播研究》,第2期。
3. 李建新、夏翠翠(2014):《我国城乡老年人口医疗服务可及性差异研究——基于2011年中国老年健康影响因素跟踪调查数据》,《中国卫生政策研究》,第9期。
4. 李翔、赵昕东(2020):《教育如何影响我国老年人健康水平?》,《财经研究》,第3期。
5. 王洪亮、朱星姝(2018):《中老年人口健康差异的影响因素分析》,《中国人口科学》,第3期。
6. 叶晓梅、梁文艳(2017):《教育对中国老年人健康的影响机制研究——来自2011年CLHLS的证据》,《教育与经济》,第3期。
7. 杨克文等(2019):《子女教育对中老年父母健康的影响》,《人口学刊》,第5期。
8. 杨彦平、金瑜(2006):《社会适应性研究述评》,《心理科学》,第5期。
9. 曾毅(2011):《老龄健康影响因素的跨学科研究国际动态》,《科学通报》,第35期。

10. 张昭时、钱雪亚(2011):《城乡分割、工资差异与就业机会不平等——基于五省城镇住户调查数据的经验研究》,《中国人口科学》,第3期。
11. 郑磊(2015):《教育中的社区效应和同伴效应:方法、证据及政策启示》,《教育学报》,第5期。
12. Berkman L.F., Glass T., Brissette I., Seeman T.E. (2000), From Social Integration to Health: Durkheim in the New Millennium. *Social Science & Medicine*. 51(6):843-857.
13. De Neve J., Harling G. (2017), Offspring Schooling Associated with Increased Parental Survival in Rural KwaZulu-Natal, South Africa. *Social Science & Medicine*. 176:149-157.
14. Friedman E.M., Mare R.D. (2014), The Schooling of Offspring and the Survival of Parents. *Demography*. 51:1271-1293.
15. Gruijters, R.J. (2017), Intergenerational Contact in Chinese Families: Structural and Cultural Explanations. *Journal of Marriage and Family*. 79(3):758-768.
16. Jacobson L. (2000), The Family as Producer of Health—An Extended Grossman Model. *Journal of Health Economics*. 19(5):611-637.
17. Iacobucci D. (2012), Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier. *Journal of Consumer Psychology*. 22(4):582-594.
18. Lee C. (2018), Adult Children's Education and Physiological Dysregulation Among Older Parents. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*. 73(6):1143-1154.
19. Lee Y. (2018), Adult Children's Educational Attainment and the Cognitive Trajectories of Older Parents in South Korea. *Social Science & Medicine*. 209:76-85.
20. Lei X., Sun X., Strauss J., Zhang P., Zhao Y. (2014), Depressive Symptoms and SES among the Mid-aged and Elderly in China: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study National Baseline. *Social Science & Medicine*. 120:224-232.
21. Lundborg P., Majlesi K. (2018), Intergenerational Transmission of Human Capital: Is It a One-way Street?. *Journal of Health Economics*. 57:206-220.
22. Ma M. (2019), Does Children's Education Matter for Parents' Health and Cognition? Evidence from China. *Journal of Health Economics*. 66:222-240.
23. Smith J.P., Goldman D. (2010), Can Patient Self-management Explain the Health Gradient? Goldman and Smith (2002) Revisited: A Response to Maitra. *Social Science & Medicine*. 70(6):813-815.
24. Song L., Lin N. (2009), Social Capital and Health Inequality: Evidence from Taiwan. *Journal of Health and Social Behavior*. 50(2):149-163.
25. Torssander J. (2013), From Child to Parent? The Significance of Children's Education for Their Parents' Longevity. *Demography*. 50:637-659.
26. Yahirun J.J., Sheehan C.M., Hayward M.D. (2016), Adult Children's Education and Parents' Functional Limitations in Mexico. *Research on Aging*. 38(3):322-345.
27. Zimmer Z., Martin L.G., Ofstedal M.B., Chuang Y. (2007), Education of Adult Children and Mortality of Their Elderly Parents. *Demography*. 44(2):289-305.

(责任编辑:李玉柱)